

## 최저임금 상승이 청년 고용에 미치는 지역별 영향\*

The Regional Effects of the Increase in Minimum Wage on Youth Employment

최태림\*\*      최명섭\*\*\*  
Choi, Taelim      Choi, Myoungsub

---

### Abstract

Minimum wage has been a contentious issue in South Korea. Recently the minimum wage standard rapidly increased as a part of response to sluggish wage growth and a diverging trend of economic inequality. Rapid increase of minimum wage raised concern on job displacement in the low-wage sectors. Particularly, the youth may be a vulnerable group to unintended effect of rapid increase of minimum wage. The study aims to identify the region-specific effect of minimum wage on youth employment at a provincial level in South Korea. Although the minimum wage of South Korea uniformly applied to all regions, we assume that the effect of minimum wage would differ from region to region because of different individual characteristics as well as regional labor market conditions. We employed the multi-level logit approach to take into account two levels of features. This analysis provided empirical findings about some region-varying responses to minimum wage change. The youth in non-metro provinces, female youth, and those with two-year college education attainment are more vulnerable to the negative effect of minimum wage.

색인어 : 최저임금, 청년, 고용, 공간 이질성, 다수준 로짓 모형

Keywords : Minimum Wage, Youth, Employment, Spatial Heterogeneity, Multi level Logit Model

---

---

\* 본 논문은 인천연구원(2019)에서 수행한 “인천시 청년 노동시장 지표분석 및 정책적 시사점 제언”의 내용을 보완, 발전시킨 것입니다.

\*\* 인천연구원 연구위원 (주저자: tlchoi@ii.re.kr)

\*\*\* 가톨릭대학교 정부혁신생산성연구소 연구원 (교신저자: mschoi@snu.ac.kr)

# I. 서론

## 1. 연구의 배경 및 목적

청년 실업은 유럽의 주요 선진국뿐만 아니라 개발도상국의 중요한 정책 이슈였고, 우리나라 역시 청년층 고용문제가 지난 10년 이상 지속되고 있다. 중앙정부는 이에 대한 다양한 대책을 여러 차례 제시하였지만, 아직 고용률 개선 효과는 미흡한 상황이다. 더욱이 청년층 노동시장 진입 지체와 장기간 취업준비로 인한 사회적 비용이 증가하고 있으며 가구 배경에 따른 취업준비의 양극화 현상 또한 대두되고 있는 상황이다. 기존 연구에 따르면, 대학생의 졸업유예 현상은 보편적이며 대학생의 졸업유예로 발생하는 사회적 비용은 2,514억원 규모로 추정되었다(채창균, 2016). 이렇게 청년층 일자리 문제는 무엇보다도 중요한 사회적 이슈이다.

청년 고용문제의 원인으로 노동시장 이중구조, 구직과정의 질적 미스매치 등이 지적되고 있다. 윤윤규 외 4인(2017)은 청년층이 겪고 있는 장기의 취업준비 기간, 실업증가, 이직 반복 등의 문제는 노동시장 이중구조로 인한 왜곡에서 비롯됨을 지적하였다. 대기업-정규직-유노조로 이어지는 1차 노동시장은 매우 협소하여 청년층의 진입이 어렵고 2차 노동시장에 진입한 청년층이 1차 노동시장으로 이동할 가능성은 매우 낮다. 또한 청년층의 교육수준 및 전공영역과 일자리에서 요구하는 직무요구와의 격차로 인한 갈등은 청년층 일자리의 주요한 문제점이다(조인성 · 김은애, 2014). 청년층이 전공이나 기술에 일치하지 않는 직종에 근무하게 되는 질적 미스매치(Skill Mismatch)는 직업 만족도를 떨어뜨리고 근로 의욕을 저하시키며, 기업의 생산성을 낮추고 사회적으로도 인적자원을 과소 사용하는 문제점을 일으킨다. 황광훈(2018)은 청년층의 질적 미스매치를 학력 · 기술에 대한 미스매치와 전공에 대한 미스매치로 구분하여 청년층의 미스매치 정도를 평가하였다. 고학력 청년층일수록 학력 · 기술 미스매치가 심각하고 하향취업으로 인한 임금하락의 현상이 나타나는 것을 확인하였다.

이러한 청년층의 고용문제는 지역 노동시장별로 차별적으로 나타나고 있다. 지역 노동시장은 노동력서비스를 제공할 수 있는 지리적인 범위를 고려한 통근기준의 공간 구분, 다른 지역과 차별화된 산업 구조적 특징, 그리고 이에 따른 특성화된 노동수요의 존재 여부에 따라 파악될 수 있다(박진희, 2005; 김홍배 · 이민기, 2014). 따라서 지역 노동시장의 성과는 산업구조와 노동공급의 구조적 차이에 따라 차별적으로 나타난다. 노동시장 성과의 지역 간 격차가 어느 정도 존재하고 있고 그러한 격차가 지속되는지 여부는 지역 노동시장에 대한 인식에 있어 중요한 요인이다. 김혜원(2005)의 연구에 따르면 실업률은 장기적인 지역 간 격차가 존재하지 않지만 고용률은 시 · 도간에 장기적인 격차가 유지됨을 지적하고 있다.

최근 통계를 보면, 청년층의 경제활동참가율과 고용률은 광역시도별로 격차가 크고 그 격차도 유지되는 경향을 보인다. 2018년 광역시도별 경제활동참가율을 살펴보면 경제활동참가율이 높은 인천시와 서울시는 각각 52.8%와 51.3%를 나타내고 있고 경제활동 참가율이 낮은 대구시와 부산시는 41.4%와 44.7%를 보이고 있어, 경제활동참가율이 시도에 따라 10%p 이상의 큰 격차를 나타내고 있다. 고용률 지표도 광역시도별로 상당한 격차를 보인다. 2018년 청년층의 전국평균 고용률은 42.0%이며 고용률이 높은 인천광역시, 경기도의 고용률은 45.1%, 44.8%인 반면 고용률이 낮은 대구광역시, 광주광역시는 35.2%, 36.0% 수준이다. 이는 청년층의 교육수준이나 전공계열이 유사하다더라도, 지역 노동시장의 조건에 따라 경제활동 참가 여부 및 취업의 가능성에 차이가 나타날 수 있음을 의미한다. 청년을 대상으로 고용정책 효과를 검토한 연구가 일부 진행되었지만(이승열 외 5인, 2017, 방형준, 2019), 지역 노동시장 관점에서 청년 고용문제를 다룬 연구는 부족한 실정이다.

이에 본 연구는 최저임금의 상승이 청년취업에 지역별로 어떠한 영향을 미치는지 검토하고자 한다. 최저임금은 최근 2년간 급격히 상승하여 저임금 일자리 감소에 대한 우려가 증폭되었다. 노동시장에 신규로 진입하는 청년층은 초급수준의 입직 일자리(Entry-Level Job)에 취업할 가능성이 높아 최저임금의 부정적인 영향에 노출될 가능성이 큰 집단이다. 특히 본 연구에서는 개인의 인적자원의 특성뿐만 아니라 지역 노동시장의 임금수준, 저임금 일자리 규모 등 지역노동의 구조적 차이에 따라 최저임금 상승이 지역에 어떠한 차별적 효과를 미치는지 살펴보고자 한다. 이를 위해 통계청의 2014-2018년 지역별고용조사 원시자료를 이용하고, 청년의 취업 여부가 개인뿐만 아니라 지역요인 등 위계로 구분될 수 있는 것을 고려하여 다수준 로짓모형을 적용한다. 이를 통해 최저임금 상승에 따라 청년층 취업 가능성이 지역별로 어떻게 달라지는지 비교분석하고자 한다.

## 2. 연구의 범위 및 내용

본 연구에서는 15-29세를 청년층 구분기준으로 적용하였다. 연령대를 15-29세 기준으로 한 이유는 경제활동조사보고서 청년부가조사 연령기준과 일치하기 위함이다. 또한 월 기준 40시간 이하를 제외하였는데, 이는 고용의 질 측면에서 단기취업 혹은 아르바이트 등을 제외하고 주된 일자리를 중심으로 분석하기 위함이다. 그리고 월 평균임금에서 월 평균 근로시간을 나누어 시간당 임금을 산정하여 청년층 임금의 최저임금 이하 여부를 판단하였다. 최저임금 미만의 시도별 일자리 규모를 추정하기 위해서 당해가 아닌 차기년도에 적용될 최저임금을 기준 사용하였다. 이는 최저임금 기준이 당해가 아닌 차기년도에 적용됨을 반영하기 위함이다.

그리고 지역수준은 광역시도로 가정하여 분석하였다. 개인이 통근하는 공간적인 범위는 직종이나 학력의 수준에 따라 차이가 나타나고 광역의 행정구역에 머무르지 않기 때문에 하위 단위에서 새롭게 지역노동시장을 정의하는 것이 바람직하다. 하지만 지역별고용조사 자료가 특별시 및 광역시 하위의 자치구 정보를 제공하지 않는 한계가 있어 본 연구에서는 광역시도 단위로 접근하였다. 또한 2018년 기준으로 17개의 광역시도 행정구역이 존재하고 있으나, 세종특별자치시는 2017년도부터 지역별고용조사에서 구분되어 조사되어 본 분석에서는 제외하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. II 장에서는 국내외 최저임금의 효과분석과 관련된 선행연구를 검토하고 본 연구의 차별성을 제시한다. III 장에서는 연구에서 사용한 다수준 로짓모형과 분석에 사용된 분석자료를 설명한다. IV 장에서는 청년층 취업여부에 대한 결정요인 분석과 지역별 차이를 실증하며, 마지막 V 장에서는 연구의 시사점 및 한계를 정리한다.

## II. 선행연구

### 1. 최저임금 효과 분석 방법론

최저임금의 도입 혹은 인상이 노동시장에 미치는 영향에 대해서는 국내외적으로 활발하게 이루어져 왔다. 최저임금의 효과에 대한 이론적인 모형은 크게 세 가지 유형으로 구분해 볼 수 있다(Hirsch et al., 2015).

먼저 전통적인 경쟁적 노동시장(competitive labor market)을 전제로 한 모형이다. 경쟁적 노동시장 모형은 임금과 노동수요의 균형점보다 높게 설정된 임금기준선으로 인해 실제 채용되는 노동력의 양이 감소하고, 감소량은 노동수요 곡선의 탄력성에 좌우될 것으로 예상한다(Kalenkoski, 2016). 전통적인 모형과는 달리 수요 독점적 노동시장 모형(Monopsony labor market)은 최저임금의 설정 혹은 인상이 오히려 고용을 증가시키는 방향으로 영향을 미칠 수 있음을 제시한다. 수요 독점적 노동시장에서는 균형점 이하로 임금이 결정된 상황이며 최저임금의 도입으로 인해 노동공급과 임금이 동시에 증가할 것을 예상한다. 일자리 탐색에서 발생하는 마찰, 비임금적 요인에 대한 선호도 등이 수요 독점적 시장이 형성되는 주요 요인이다(Bachmann and Frings, 2017). 세 번째는 제도주의적 관점에서 최저임금의 영향을 설명한다. 제도주의적 관점은 적정한 폭의 최저임금 인상은 고용에 미치는 영향이 없거나 소폭 고용량을 증가시키는 효과가 있을 것으로 예상한다(Hirsch et al., 2015). 최저임금으로 인한 영향은 노동시장의 수요-공급의 조정에 의해 결정되기보다는 기업체의 내부적인 조정과정에 의해 결정되는 것

으로 본다. 기업내부의 임금인상 조절 여력, 제품가격으로 전가, 근로자의 생산성 증진, 이윤조정 등이 주요한 기업내부의 조정과정이다.

최저임금 영향을 평가하는 실증분석 방법론은 제도적인 여건에 따라 두 가지 형태로 구분해 볼 수 있다. 첫 번째는 최저임금 기준이 분석대상 지역마다 차이가 존재하여 패널 모형을 구축하여 분석하는 방식이다. 미국의 경우 전국적으로 적용되는 연방정부의 최저임금 기준이 있지만 각 주 정부가 제정한 별도의 주별 최저임금 기준이 존재하기 때문에 패널자료를 구축하여 주별 최저임금 차이에 따른 노동시장 영향분석이 가능하다(Neumark and Wascher, 1992). 이와 같은 상황에서 패널분석을 진행할 때 주의점은 지역 노동시장 여건의 이질성을 충분히 통제해야 하는 점이다. 최저임금과는 관련성이 낮은 요인으로 인한 고용의 변동을 적절히 통제하지 못하는 경우 추정값 신뢰성을 담보하기 어렵게 된다. 이러한 문제점에 대응하기 위해서 인접한 두 개의 행정구역을 대상으로 최저임금의 효과를 추정하는 방식이 활용되었다. 행정구역으로는 구분이 되나 공간적으로 인접한 하나의 경제권을 형성하는 사례를 추출하여 노동시장의 이질성을 최소화한 상황에서 최저임금의 효과를 추정하는 방식이다(Dube et al., 2010).

두 번째 방식은 최저임금이 동일하게 적용되는 상황에서 처리군과 통제군을 비교하여 상대적인 영향력을 측정하는 방식이다. 본 접근방식은 한 지역에서는 부정적인 영향이 크게 나타나지 않는 수준의 최저임금의 인상이지만, 다른 지역에는 그렇지 않을 수 있다고 가정을 한다. 예를 들면 최저임금의 인상에 영향을 받는 집단의 비중이 높은 지역과 낮은 지역이 존재하며, 최저임금 인상으로 영향을 받는 집단의 비중이 높은 경우 최저임금 인상의 영향이 그렇지 않은 지역에 비해 클 것으로 예상할 수 있다. Card(1992)는 미국의 주를 분석단위로 하여 주별 노동자 가운데 연방정부 최저임금 기준에 영향을 받는 노동자 비중을 지표화하고, 최저임금 기준 인상이 고용 및 임금에 미치는 영향을 파악하였다. 최저임금의 영향력을 측정하기 위해 몇 가지 지표들이 활용되었는데 그 가운데 Kaitz Index는 대표적인 지표이다(Lemos, 2005). Kaitz Index는 최저임금과 분석대상 집단의 평균임금의 비율 그리고 분석대상 집단 가운데 최저임금에 영향을 받는 노동자 비중의 곱으로 측정된다. 즉 분석집단의 임금상승 폭에 비해 급속한 최저임금 기준의 상승과 최저임금 미만의 저임금 노동자가 많은 경우 최저임금이 지역 노동시장에 미치는 영향이 클 것으로 가정한다. Chuang(2006)은 Kaitz Index를 적용하여 대만의 최저임금 인상이 청년의 고용, 실업, 경제활동참가에 미치는 영향을 파악하였다.

이 외 개인별 임금 및 고용에 대한 정보가 시계열로 가용한 경우에는 이중차분(DID; Difference-in-difference) 방법을 적용하여 최저임금의 영향을 분석할 수 있다. Conlon 외 3인(2015)은 이중차분 방법을 적용하여 영국의 최저임금 인상이 저임금 노동자의 임금인상에 미치는 영향을 분석하였다. 전년도 최저임금 보다는 높지만 새롭게 적용되

는 최저임금보다는 낮은 임금을 받는 노동자를 처리군으로 간주하여 처리군과 통제군의 임금상승률을 비교분석하였다.

분석대상 측면으로 살펴보면, 최저임금은 노동시장 전체에 영향을 미치기보다는 저임금을 받는 집단에 주된 영향을 미치기 때문에 대부분의 실증연구는 특정 산업군이나 연령대를 대상으로 분석을 수행되었다. 10대 혹은 청년층(Giuliano, 2013; Kalenkoski and Lacombe, 2012; Liu et al., 2015), 저임금 근로자(Conlon et al., 2016), 음식점업(Dube et al., 2010; Hirsch et al., 2015), 건설업(Vom Berge and Frings, 2013) 등과 같이 구조적으로 저임금 비율이 높은 대상을 선별하여 최저임금의 영향을 실증 분석하였다.

## 2. 국내외 최저임금 상승의 영향 분석사례

기존의 국내외 여러 연구들에서 최저임금 상승이 고용에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 해외에서는 최저임금이 고용에 미치는 영향은 연구에 따라 그 효과가 상이하게 나타났다. 우리나라와는 달리 주별로 차등화 된 최저임금 기준이 적용되는 미국사례에 대한 분석결과를 살펴보면, 최저임금상승이 고용을 감소시킨다는 연구결과(Neumark and Wascher, 1992)와 최저임금 상승이 고용에 부정적인 영향을 미치지 않는다는 연구결과(Dube et al., 2010; Giuliano, 2013)가 공존하고 있다.

국내 연구들은 최저임금이 고용, 근로시간, 임금에 미치는 영향을 다양하게 분석하였고, 최근 연구들은 일용직, 여성, 청년 등 취약계층의 고용에 부정적인 영향을 확인하는 결과가 다수를 이루고 있다. 국내의 연구를 구체적으로 보면 다음과 같다. 강승복(2017)은 내생성을 감안하여 도구변수를 이용하여 최저임금 인상률과 고용률간의 관계를 분석하였으며, 최저임금 인상은 고용을 감소시키는 것으로 분석되었다. 이는 일반적인 경쟁 노동시장 하에서는 최저임금이 고용을 감소시키는 방향으로 작용한다는 신고전학파의 경제학 이론을 지지하는 결과이다. 김태훈(2019)은 최저임금 인상이 고용과 임금에 어떠한 효과가 나타나는지를 연구하였다. 최저임금 인상으로 인해 전체 고용률 감소는 일어나지 않았지만, 저임금 일용근로자들의 고용률은 유의하게 감소된 것으로 분석되었다. 또한 전체 근로자들의 평균 근로시간이 감소되었고, 임금근로자의 시간당 평균 임금과 월평균 임금은 증가하였다. 집단별로 임금 상승 영향은 차이가 나타났다으며, 임금상승 효과는 상용직에 비해 일용근로자 집단에서 크게 나타났다. 특히 이 연구에서는 청년층을 대상으로도 분석이 이루어졌는데, 전체 집단의 분석결과와 비슷한 경향을 유지하는 것으로 나타났다. 이경호 외 2인(2019)은 최저임금 인상이 신규고용과 근로시간에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 분석결과, 최저임금의 인상은 신규고용을 감소시킬 뿐만 아니라 주당 15시간 미만인 초단시간 신규근로자의 비중을 증가시키는 것으로 분석되었다. 또한 여성, 청년층과 고령층, 고졸 이하 집단이 최

저임금 상승에 취약한 것으로 나타났다. 이정(2019)은 최저임금 상승의 효과를 청년층과 중장년층에 대해 비교하였다. 분석결과, 청년층이 중장년층에 비해 경제활동 참여 상태와 취업지위가 이탈될 확률이 더 큰 것으로 분석되었다. 이를 통해 최저임금제가 또 다른 사회적 형평성 문제를 야기할 수 있다고 주장하였다. 황희영·이종하(2019)는 최저임금제도와 노동소득분배율의 관계를 16개 광역지방단체별로 검토하였다. 최저임금제도는 노동소득을 감소시키며, 수도권 보다 비수도권에 더 큰 영향을 미친다고 분석되었다. 해당 연구에서는 지역별로 최저임금을 차등 적용하는 것이 필요하다고 주장하고 있다.

### 3. 본 연구의 차별성

본 연구는 우리나라 청년층을 대상으로 최저임금의 효과를 지역별로 분석한다는 데 차별성이 있다. 기존 연구들을 종합하면, 최저임금 기준의 상승은 기존 근로자의 임금을 상승시키고 평균 근로시간을 단축시키는 고용의 질 개선효과가 있지만, 일자리 수의 감소가 나타나고 특히 저임금 노동자, 신규 노동자에 더 큰 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이경호 외 2인(2019)도 지적하였듯이 최저임금 인상에 가장 취약한 집단인 청년층을 대상으로 하고 있어 기존 연구와의 연계성을 가진다.

다만 기존 연구들에서는 지역별 차이에 초점을 맞추지는 않았다. 일부 지역별로 접근한 사례(황희영·이종하, 2019)가 있지만 지역을 수도권과 비수도권으로 크게 구분하고 있다는 점에서 보다 세분화된 지역구분이 필요할 것으로 보인다. 이에 본 연구에서는 최저임금 상승이 보다 세부적인 지역별로 차등되는 영향을 분석하는데 초점을 맞추도록 한다. 이를 위해서 다수준 회귀분석 방법을 적용하도록 한다. 해당 모형은 다음 장에 구체적으로 설명한다.

## Ⅲ. 분석틀

### 1. 분석방법

본 연구에서는 청년층의 취업여부 여부를 설명하는 변수들을 개인수준과 지역노동시장으로 구성하여 분석해야 하기 때문에 다수준 회귀분석(Multilevel Regression Model) 방법을 활용한다. 여기서 다수준 회귀분석은 위계적으로 형성된 데이터를 분석할 때 적절한 분석방법이다. 예를 들면 A지역에 거주하는 청년의 취업 가능성은 청년 개인의 인적자원 축적 정도에 영향을 받지만, 해당 청년이 접근 가능한 A지역 일자리의 여건

에 의해서도 영향을 받는다. 따라서 A지역 청년들의 취업 가능성은 B지역 청년들의 취업 가능성과는 차별된 경향성을 보일 수 있으므로 청년의 취업 가능성은 위계적 형태의 정보를 처리하는 분석방법을 적용하는 것이 필요하다. 이 외 통계적인 관점에서는 단일수준의 모형에 비해, 다수준 모형을 활용할 경우 회귀계수의 오차항이 과소 추정되는 것을 피하는 효과가 있다고 알려져 있다(Steele, 2008).

다수준 회귀분석 모형은 종속변수에 영향을 미치는 요인이 다층적인 것으로 설정하여 분석하는 모형으로 청년 개인의 취업여부에 영향을 미치는 요인을 개인의 특성(수준1)과 지역 노동시장의 특성(수준2)으로 구성하게 된다. 먼저 지역  $j$ 에 거주하는 청년  $i$ 의 취업여부( $Y_{ij}$ )는 개인의 특성( $x_{ij}$ )에 따라 영향을 받을 것으로 가정할 수 있다. 여기서 수식 (1)은 청년의 취업여부( $Y_{ij}$ )가 개인의 특성( $x_{ij}$ )에 따라 달라질 수 있는 것을 나타낸다.

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}x_{ij} + R_{ij} \quad (1)$$

유사한 개인적인 특성이 있더라도 지역의 노동시장의 여건에 따라 취업여부가 차이가 날 것으로 예상할 수 있으므로 개인특성의 영향을 나타내는  $\beta_{1j}$ 와 절편  $\beta_{0j}$ 가 지역의 노동시장의 특성에 따라 달라질 것으로 가정한다.<sup>1</sup> 수식 (2)와 (3)은 수식 (1)의 절편 ( $\beta_{0j}$ )과 기울기( $\beta_{1j}$ )의 추정값이 지역 노동시장의 특성( $z_j$ )에 영향을 받는 것을 나타낸다.

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}z_j + U_{0j} \quad (2)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}z_j + U_{1j} \quad (3)$$

수식(2)과 수식(3)을 수식(1)에 각각 대입하면 수식(4)과 같은 다수준 회귀식이 도출된다.<sup>2</sup> 수식(4)에서 절편값은 지역노동시장 변수( $\gamma_{01}z_j$ )에 따라 차이가 나타나며 기울기는 교차항( $\gamma_{11}z_jx_{ij}$ )의 변수에 영향을 받음을 보여준다.

$$Y_{ij} = (\gamma_{00} + \gamma_{01}z_j + U_{0j}) + (\gamma_{10} + \gamma_{11}z_j + U_{1j})x_{ij} + R_{ij} \quad (4)$$

$$= \gamma_{00} + \gamma_{01}z_j + \gamma_{10}x_{ij} + \gamma_{11}z_jx_{ij} + U_{0j} + U_{1j}x_{ij} + R_{ij}$$

- 
- 1 최소자승법에서는  $\beta$ 을 확률변수로 취급하지 않지만 다수준 회귀모형에서는 추정값을 확률변수(Random Variable)로 취급하는 차이가 있다(Steele, 2008).
  - 2 통상 설명변수를 여러 위계로 구분하여 회귀분석을 하는 모형은 확률계수모형(Random Coefficient Model), 분산요소모형(Variance Component Model), 위계선형모형(Hierarchical Linear Model) 등 다양하게 부르고 있다. 본 연구에서는 다수준 회귀모형(Multilevel Regression Model)으로 표기하였다.



다만 본 연구에서의 종속변수가 청년 개인의 취업여부를 나타내는 이분형(Binary) 변수이므로 다수준 회귀분석 방법 중 로지스틱 다수준 회귀분석 방식을 적용한다. 로지스틱회귀분석을 적용한 이분형 선택에서 청년의 취업성공 가능성 ( $E(Y_{ij}|x_{ij}, U_j) = \pi_{ij} = \Pr(Y_{ij} = 1)$ )은 식 (5)과 같다.

$$\log\left(\frac{\pi_{ij}}{1 - \pi_{ij}}\right) = \gamma_{00} + \gamma_{01}z_j + \gamma_{10}x_{ij} + \gamma_{11}z_jx_{ij} + U_{0j} + U_{1j}x_{ij} + R_{ij} \quad (5)$$

## 2. 분석자료

본 연구에서는 전술하였듯이 최근 5년(2014년-2018년) 지역별고용조사 원시자료를 활용한다. 청년층의 개인의 경제활동 정보를 포함하고 있다는 점에서 본 연구에서의 활용이 가능하다.<sup>3</sup> 분석 자료는 개인수준과 지역수준으로 구분하며, 이 중 지역수준은 16개 광역 시도 행정구역을 지역노동시장으로 가정하였다.<sup>4</sup> 본 연구에서 지역노동시장을 시군구가 아닌 광역시도로 가정한 이유는 다음과 같다. 첫째 지역별고용조사 자료가 특별시 및 광역시 하위의 공간정보를 제공하지 않아 자치구를 포함할 수 없기 때문이다. 두 번째는 지역노동시장을 시군구 단위로 고려하는 것이 적합한 것인가에 대한 것이다. 기존 연구에서는 지역노동시장권을 행정구역 범주를 사용하지 않고 새롭게 정의하여 접근한 바 있다(이영경 외 3인, 2016). 해당 연구에서의 지역노동시장권은 111개 지역으로 시군구보다는 크고 광역시도보다는 작게 나타나고 있다. 하지만 본 연구에서는 최저임금에 대한 지역별 차이를 실증하고 해석하는데 주된 목적이 있기 때문에 행정구역인 광역시도 단위로 적용하도록 한다.

지역별고용조사에서 활용할 수 있는 개인속성은 성별, 연령, 혼인여부, 교육수준, 전공계열이다. 여기서 성별은 남성이 1, 여성이 0인 더미변수로 통제하였다. 일반적으로 연령이 증가할수록 개인의 경력과 경험이 증가하므로 취업 가능성이 증가할 것으로 예상된다. 다음으로 교육수준은 고등학교 졸업, 전문대 졸업, 4년제 대학 이상(석박사 포함)으로 구분하여 더미변수로 포함하였다. 또한 이공계 혹은 인문계역과 같이 전공도 취업가능성 차이에 영향을 미칠 수 있다. 지역별고용조사에서는 고등학교 졸업의 경우 인문계, 예체능계, 실업계열로 구분되어 있는데 실업계열을 더미변수로 처리하였다. 전

3 지역별고용조사는 우리나라 고용률을 측정하는 근간통계로 신뢰성을 갖고 있다. 이 외 한국노동패널도 지역노동시장 분석에 활용가능하다. 하지만 한국노동패널은 5천가구와 이에 속한 13,000여명의 개인을 표본집단으로 하는데 비해 지역별고용조사는 231,100가구의 15세 이상 가구원을 표본집단으로 하고 있어 보다 대표성을 확보하는 것으로 판단된다.

4 2018년 기준으로 17개의 광역시도 행정구역이 존재하고 있으나, 세종특별자치시는 2017년도부터 지역별 고용조사에서 구분되어 조사되어 본 분석에서는 제외하였다.

문대, 4년제 이상 대학의 경우 이공계열(자연, 공학, 의학)을 더미변수로 처리하였다. 지역노동시장 속성은 청년층 평균임금, 일자리 수 증가, 최저임금 요인, 산업구조 요인으로 구분하여 포함하였다. 지역의 임금수준이 높을수록 청년층의 경제활동 참여와 취업이 촉진될 것으로 예상하였고 지역별 청년층의 중위임금으로 측정하였다. 또한 광역시도의 경기가 양호하여 전체 일자리 수가 증가할수록 청년층의 취업 가능성이 증가할 것으로 예상하여 시도별 전체 일자리 수 증감률 변수를 포함한다.

마지막으로 본 연구에서 주안점으로 두고 있는 제도적 요인으로 최저임금 인상의 영향을 고려한다. 본 연구에서는 최저임금 기준의 변화가 고용에 미치는 영향은 지역에 따라 차별적으로 나타날 것을 가정하였다. 따라서 최저임금 미만의 저임금 일자리가 많은 지역일수록 최저임금 상승으로 인한 영향을 클 것을 예상하여 수식 (6)과 같이 최저임금 미만의 일자리 수의 비중( $E_i$ )과 지역의 평균임금( $AW$ ) 대비 최저임금( $MW$ )의 비율( $MW/AW_i$ )의 곱으로 측정하여 최저임금의 영향을 나타내는 대리변수로 사용하였다.<sup>5</sup> 이 지수는 Kaitz Index로 불리며, 이 값이 큰 지역은 평균임금 대비 최저임금 비율이 높고 최저임금 이하의 일자리 비중이 높은 지역을 의미한다. 즉, 최저임금 기준이 높아졌을 때 그 영향이 많이 받은 지역을 의미한다. 따라서 이의 회귀계수가 부(-)인 경우, 최저임금 상승에 따라 고용률이 낮아진다고 해석할 수 있다(Lemos, 2005; Chuang, 2006). 다만 이 지수와 관련된 기존 연구결과를 검토할 필요가 있다. 이는 해당 지수가 한쪽으로 편향된 결과를 보이는지를 판단하기 위함이다. 기존 연구를 검토한 결과, 이 지수는 연구에 따라 상이한 결과를 보이는 것으로 나타나 편향되지 않은 지수로 판단하여 적용하도록 한다.<sup>6</sup>

$$MW \text{ Treatment Intensity}_i = E_i \times \frac{MW}{AW_i} \quad (6)$$

- 
- 5 우리나라는 단일 최저임금을 전국 모든 산업에 동일하게 적용하지만, 실제 최저임금 인상에 대응하는 방식은 산업의 특성에 따라 다르게 나타난다. 따라서 지역마다 산업의 구조적인 특성이 다르기 때문에 저임금 일자리의 임금 상승률이 지역마다 차이가 나타나고 이러한 차이가 청년층의 경제활동참여 및 취업여부에 차별적으로 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다. 이와 관련하여 Card(1992)는 미국의 연방정부의 최저임금의 효과를 측정하는 모형을 제시하였는데, 최저임금 기준의 인상에 따라 지역의 최저임금 미만의 일자리 수가 임금상승에 영향을 미치고 해당 임금이 지역의 고용에 영향을 미치는 구조방정식을 제시한 바 있다.
- 6 기존에 Kaitz Index를 사용한 연구들은 고용에 미치는 부정적인 영향이 없거나(Card, 1992) 오히려 청년층의 경제활동참가율과 고용률을 높이는 결과(Chuang, 2006)를 보여주었다.

표 1. 청년층 취업여부에 미치는 설명변수

구분	변수명		비고
개인 수준	성별		남성 1, 여성 0
	연령		-
	혼인상태		혼인 1, 미혼 0
	학력	고등학교	고등학교=1
		전문대학	전문대학=1
		4년제 대학 이상	4년제 대학 이상=1
	전공	고등학교(실업계열)	고등학교(실업계열)=1
전문대학(이공의학계)		전문대학(이공의학계)=1	
4년제 대학 이상(이공의학계)		4년제 대학 이상(이공의학계)=1	
지역 수준	청년중위임금		-
	지역고용성장률		
	최저임금영향강도		

청년층의 취업여부에 대한 개인 수준, 지역 노동시장 수준의 설명변수의 기술통계 값은 표 2와 같다. 개인수준의 변수들을 살펴보면, 성별 평균은 0.495로 분석대상에서 여성이 조금 더 많이 포함되었고 평균연령은 21.5세이며 약 7%가 혼인한 것으로 나타났다. 교육수준으로 고등학교 졸업은 39.2%로 가장 크며, 다음으로는 4년제 대학 이상이 40.0%로 높게 나타나고 있다. 다음으로 지역수준의 변수들을 살펴보면, 청년의 중위임금은 약 174만원으로 나타났으며, 전체 취업자의 평균 증가율은 0.012이다. 마지막으로 본 연구에서 주안점으로 두고 있는 지역의 최저임금영향 강도는 평균적으로

표 2. 변수별 기초통계 분석 및 기대부호

구분	변수명	평균	표준 편차	최솟값	최댓값	기대 부호	
개인 수준	성별	0.495	0.5	0	1	-	
	연령(세)	21.51	4.457	15	29	+	
	혼인상태	0.077	0.267	0	1	-	
	학력	고등학교	0.392	0.488	0	1	+
		전문대학	0.169	0.374	0	1	+
		4년제 대학 이상	0.400	0.49	0	1	-
	전공	고등학교(실업계열)	0.101	0.301	0	1	+
전문대학(이공의학계)		0.080	0.272	0	1	+	
4년제 대학 이상(이공의학계)		0.159	0.366	0	1	+	
지역 수준	청년중위임금(만원)	174	13	133	208	+	
	지역고용성장률	0.012	0.018	-0.07	0.055	+	
	최저임금영향강도	0.086	0.041	0.023	0.224	-	

0.086으로 나타났다. 다만 이 지수는 평균임금대비 최저임금의 비율과 지역의 전체 일자리 대비 최저임금 이하의 일자리 비중의 곱으로 직접적인 해석은 어려우나, 해당 수치가 큰 경우 최저임금의 영향을 크게 받을 것으로 예상된다.

## IV. 분석결과

### 1. 청년 임금과 경제활동과의 관계

우선 청년층 임금과 경제활동 관계를 검토하기 위해 광역 시도 단위에서 청년층 임금과 고용률의 관계를 살펴보도록 한다. 그림 1을 보면 청년 임금과 고용률 간에는 전반적으로 양의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 임금과 실업률과의 관계인 임금곡선(Wage Curve)로 설명할 수 있으며,<sup>7</sup> 일반적으로 임금수준과 실업률은 장기간에 음의 상관관계를 갖고 있다고 알려져 있다. 미국의 경우 실업률 대비 임금 탄력성은 -0.1수준으로 분석된 바 있다(Blanchflower et al., 2005). 실업률과 고용률이 상반되는 개념임을 감안하면 임금수준이 높은 지역에서 청년층이 노동시장에 참여할 가능성이 높다는 것을 의미한다.

다음으로 임금시장을 저임금 노동시장으로 한정하여 청년고용과 관계를 보도록 한다. 이는 일반적으로 노동시장에 처음으로 진입하는 청년층은 낮은 임금의 일자리에 참여할 가능성이 높기 때문이다. 또한 최근 우리나라의 최저임금 기준이 크게 상승하였기 때문에 차기연도에 적용되는 최저임금 기준 미만의 지역별 일자리 비중의 변화를 검토하기 위함이다. 그림 2는 광역 시도별 최저임금 이하의 일자리 비중과 청년 고용률과의 관계를 보여준다.

연도별로 보면 2018년에 최저임금 기준이 크게 상승하여 최저임금 이하의 일자리의 시도별 비중이 큰 폭으로 증가하는 것으로 나타나고 있다. 최저임금 이하의 일자리 비중이 높은 지역의 청년 고용률이 낮게 나타나고 있다. 이는 앞서 설명하였듯이 임금이 높은 지역의 청년의 고용률이 높다는 것과 맥을 같이 한다. 다시 말하면 최저임금 미만 일자리의 비중이 높은 지역은 지역의 평균임금이 낮다는 것을 의미하고, 지역의 평균임금이 낮으면 청년 고용률이 낮아지기 때문이다.

이러한 내용을 종합하면 일반적으로 지역의 평균임금 수준이 높아지면 청년 고용률이 높아진다. 최저임금 상승은 청년층의 노동시장 진출을 독려하여 지역 고용률을 높

7 임금과 실업률과의 관계는 필립스곡선으로 설명이 가능하며, 필립스곡선에 의하면 임금과 실업률과의 관계는 반비례관계이며, 자연실업률을 기준으로 기울기가 달라지고, 최저실업률 선 이하로는 내려가지 않는다.

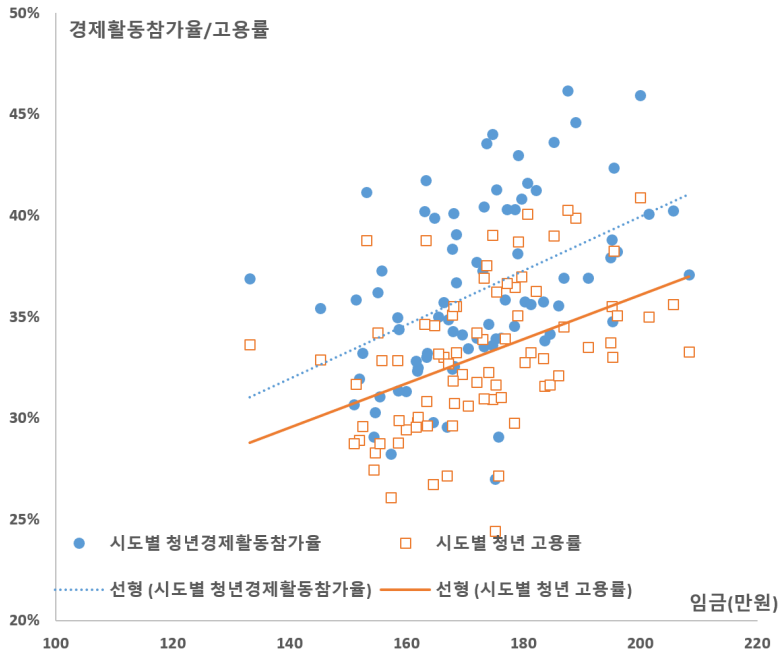


그림 1. 시도별 청년 평균임금과 경제활동과의 관계

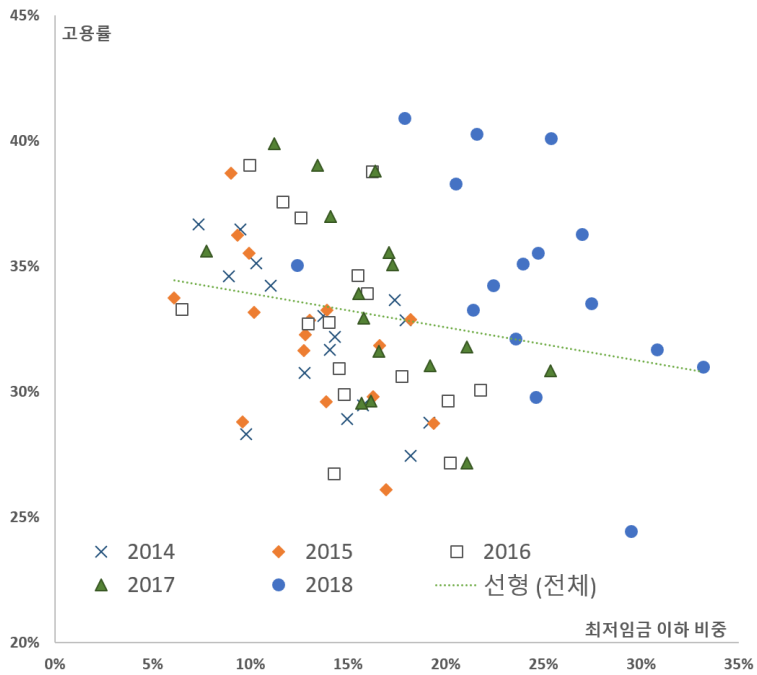


그림 2. 시도별 최저임금 이하 일자리 비중과 청년 고용률과의 관계

이는 방향으로 영향을 미칠 수 있다. 하지만 지역노동시장이 최저임금 상승으로 인한 임금비용을 흡수하지 못할 경우 부정적인 영향이 예상되며 최저임금 미만의 일자리 비중이 높은 지역에 부정적 영향이 더 클 것으로 예상된다. 그림 1과 그림 2에서 볼 수 있는 경향은 해당 지역에 속하는 다양한 개인적 속성을 통제하지 않은 결과로 통계적으로 어떠한 관계가 있을지 판단하기는 어렵다. 지역별 차이를 검토하기 위해서는 추가적인 분석이 필요하다. 따라서 다음 절에서는 3장에서 정의한 독립변수들을 포함하여 이를 구체적으로 검토하도록 한다.

## 2. 청년층 취업여부 결정요인 분석

본 절에서는 청년층 취업여부 결정요인 파악하기 위해 다수준 로짓회귀분석 모형을 적용하여 청년층의 취업여부에 영향을 주는 결정요인을 분석한다. 개인수준 및 지역노동시장의 변수를 고려하여 4가지 모형을 추정하였다. 모형1은 개인수준 및 지역노동시장의 변수를 고려하지 않고 광역시도의 임의절편(Random Intercept)만 고려한 모형이다. 모형2와 모형3은 개인수준의 변수만을 고려하여 추정한 모형이고 모형4는 지역노동시장의 변수를 포함하여 추정한 모형이다.

모형1~모형4는 모두 임의절편모형(Random Intercept Model)을 활용하였고 광역시도 임의절편을 고려했을 때 그렇지 않은 모형에 비해 유의미한 차이가 있지만 광역시도의 분산이 차지하는 비중은 상대적으로 낮은 것으로 나타나고 있다. 급내상관계수(Intraclass Correlation Coefficient)값은 0.5%~0.7% 수준으로 광역시도간 분산값의 비중이 크지 않은 것으로 나타났다. 이는 분석자료의 한계상 지역의 범위를 광역시도로 가정하여 분석하였기 때문에 큰 차이를 보이지 않는 것으로 판단된다. 하지만 최저임금의 영향이 개인과 지역 등 다층적인 구조로 영향을 받는다는 현실과 지역별 영향을 추정하기 위해서는 본 모형으로 접근하는 것이 통계적으로 타당할 것으로 사료된다(이성우 외 3인, 2006).

분석 모형들의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 개인수준의 변수들은 모형2~모형4 모두 통계적인 유의성을 갖는 결정요인으로 나타났다. 지역노동시장 변수를 포함해도 개인수준 변수의 추정값의 부호와 통계적 유의성은 일정하게 유지된다. 따라서 본 연구에서 적용한 분석 모형의 민감도는 낮다고 할 수 있다.

개인수준 변수의 분석결과를 살펴보면 다음과 같다. 성별은 부(-)의 부호를 보이고 있어 남성보다 여성의 경우 취업 가능성이 낮아진다고 할 수 있다. 우도비로 볼 경우 여성은 남성보다 취업 가능성이 0.71~0.73배 낮은 것으로 추정된다. 연령이 증가할수록 취업 가능성이 증가하는 것으로 추정되며, 연령변수의 우도비 값은 1.45~1.47로 나타났다. 또한 혼인한 경우 비취업 상태인 경우가 많으며 혼인한 사람이 그렇지 않은

사람보다 취업 가능성이 0.33~0.35배 낮아진다. 다음으로 교육수준의 변수를 살펴보면 고등학교 졸업수준, 전문대 졸업수준인 경우 그렇지 않은 집단보다 취업 가능성이 높게 나타났고 4년제 대학이상의 학력을 갖은 경우는 그렇지 않은 집단보다 취업 가능성이 낮게 나타났다. 고등학교 졸업수준인 경우 그렇지 않은 집단보다 취업 가능성이 1.55배 가량 높고, 전문대의 경우 2.01배 높지만, 4년제 대학 이상인 경우 0.84배 낮은 것으로 추정되었다. 교육계열별 청년층 취업여부의 영향을 살펴보면 고등학교 실업계열 경우와 전문대 이공계열인 경우 그렇지 않은 집단보다 취업 가능성이 높게 나타났고 4년제 대학이상 이공계열은 그렇지 않은 집단보다 취업가능성이 낮게 나타났다. 고등학교 실업계열인 경우 그렇지 않은 집단보다 취업 가능성이 2.73배 가량 높고, 전문대 이공계열인 경우 2.01배 높지만, 4년제 대학 이공계열인 경우 0.79배 가량 낮은 것으로 추정되었다.

마지막으로 지역노동시장의 특성을 나타내는 청년중위임금과 최저임금영향강도 변수가 통계적으로 유의하게 추정되었다. 광역시도별 청년중위임금과 청년 취업 여부의 관계를 보면, 모형 4에서 유의수준 10%에서 유의한 양의 관계로 나타났고, 우도비 값

표 3. 청년층 취업여부 모형 분석결과

구분	모형1		모형2		모형3		모형4	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
상수항	-0.711	(0.038)**	-9.297	(0.058)***	-8.963	(0.050)***	-9.601	(0.163)***
개 인 수 준	성별		-0.315	(0.010)***	-0.348	(0.010)***	-0.315	(0.010)***
	연령		0.386	(0.002)***	0.374	(0.001)***	0.386	(0.002)***
	혼인상태		-1.111	(0.017)***	-1.062	(0.017)***	-1.111	(0.017)***
	고등학교		0.436	(0.035)***			0.437	(0.035)***
	전문대학		0.700	(0.036)***			0.701	(0.036)***
	4년제 대학 이상		-0.177	(0.035)***			-0.177	(0.035)***
	고등학교 (실업계열)				1.007	(0.016)***		
	전문대학 (이공의학계)				0.698	(0.016)***		
	4년제 대학 이상 (이공의학계)				-0.235	(0.013)***		
지 역 수 준	청년중위임금						0.002	(0.001)**
	지역고용성장률						0.404	(0.357)
	최저임금영향강도						-0.763	(0.291)***
지역수준분산	0.022		0.017		0.021		0.016	
급내상관계수	0.7%		0.5%		0.6%		0.5%	
관측치수	299,885							

주: ( )는 표준오차, \*은 유의수준 10%, \*\*은 유의수준 5%, \*\*\*은 유의수준 1%에서 유의함

은 1.002로 추정된다. 지역고용의 성장률은 정(+)이나 통계적 유의성은 확보하지 못하고 있다. 이는 고용이 성장되더라도 그 성장분 중 청년이 고용될 일자리의 수가 크지 않음을 의미한다. 본 연구에서 주안점으로 두고 있는 최저임금의 효과는 부(-)로 나타나고 있다. 다시 말하면 최저임금이 증가하게 되면 청년층이 취업할 확률은 낮아지게 된다는 것으로 해석할 수 있다.

그림 3은 최저임금이 청년 고용에 미치는 영향의 지역별 차이를 보여준다. 최저임금의 지역별 영향은 모형4를 기준으로 각 지역의 독립변수의 평균값을 대입하여 청년 고용률의 예측치를 추정하고, 지역별 영향력은 최저임금의 계수에 지역의 최저임금영향 강도 평균치를 대입하여 작성하였다. 전반적으로 고용률이 높은 지역인 서울, 경기, 울산, 인천에 비해 고용률이 낮은 강원, 전북, 제주, 전남 등이 최저임금 상승에 부정적인 영향을 더 크게 받는 것으로 나타났다. 이는 청년 고용률이 낮은 지역의 청년 일자리가 그렇지 않은 지역에 비해 취약하여 최저임금 기준의 상승으로 인한 임금부담을 흡수할 수 있는 여력이 부족하기 때문인 것으로 판단된다.

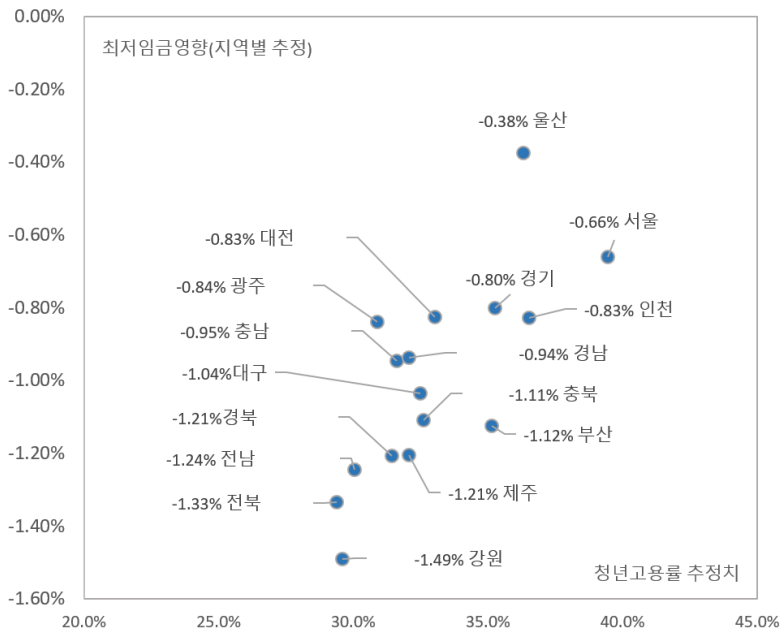


그림 3. 최저임금의 지역별 효과와 고용률과의 관계

### 3. 세부 유형별 청년층 세부집단 분석

마지막으로 청년층을 대도시별, 성별 및 교육수준으로 세분화하여 집단별로 취업여



부에 미치는 결정요인의 차이점을 검토하고자 한다. 세부 분석대상은 광역시와 광역도로 구분(모형4-1~모형4-2)하고, 성별에 따라 남성과 여성으로 구분(모형4-3~모형4-4)한다. 또한 교육수준에 따라 고등학교 졸업수준, 전문대 교육수준, 4년제 대학이상 수준으로 구분(모형4-5~모형4-7)하여 접근한다.

우선 광역시와 광역도로 구분할 경우, 광역시는 광역도에 비해 성별, 교육수준, 최저임금, 지역고용성장률 등의 계수가 크게 나타나고 있으며, 혼인상태, 청년중위임금의 계수는 낮게 나타나고 있다. 지역수준 변수의 경우 청년중위임금과 최저임금영향강도가 광역도에서만 통계적으로 유의하게 분석되었다. 특이한 점으로 광역시의 경우 통계적 유의성은 확보하지 못하였지만 최저임금의 효과의 부호가 정(+)으로 나타나고 있다는 점이다. 이러한 점을 감안해 볼 때, 우리나라는 지역 노동시장 조건이 취약할수록 최저임금 상승의 부정적인 효과에 더 쉽게 노출되는 것으로 보인다.

표 4. 지역별, 성별 및 교육수준별 청년층 취업여부 모형 분석결과

Category	광역시도별		성별		교육수준별			
	모형4-1 (광역시)	모형4-2 (광역도)	모형4-3 (남성)	모형4-4 (여성)	모형4-5 (고등학교)	모형4-6 (전문대학)	모형4-7 (4년제 대학 이상)	
상수항	-9.488 (0.276)***	-9.891 (0.212)***	-10.262 (0.229)***	-9.250 (0.209)***	-10.939 (0.270)***	-7.314 (0.249)***	-9.157 (0.217)***	
개 인 수 준	성별	-0.492 (0.016)***	-0.212 (0.012)***		0.140 (0.020)***	-0.356 (0.021)***	-0.563 (0.014)***	
	연령	0.369 (0.003)***	0.396 (0.002)***	0.406 (0.002)***	0.388 (0.002)***	0.427 (0.003)***	0.336 (0.004)***	0.362 (0.002)***
	혼인상태	-0.937 (0.032)***	-1.189 (0.021)***	1.477 (0.049)***	-1.863 (0.023)***	-1.576 (0.034)***	-1.461 (0.035)***	-0.588 (0.027)***
	고등학교	0.697 (0.077)***	0.355 (0.040)***	0.557 (0.061)***	0.060 (0.044)			
	전문대학	1.033 (0.077)***	0.578 (0.041)***	0.516 (0.062)***	0.551 (0.045)***			
	4년제 대학 이상	0.124 (0.076)	-0.284 (0.040)	-0.516 (0.061)***	-0.234 (0.045)***			
	고등학교 (실업계열)					1.017 (0.020)***		
	전문대학 (이공의학계)						0.096 (0.021)***	
	4년제 대학 이상 (이공의학계)							0.013 (0.014)

Category		광역시도별		성별		교육수준별		
		모형4-1 (광역시)	모형4-2 (광역시도)	모형4-3 (남성)	모형4-4 (여성)	모형4-5 (고등학교)	모형4-6 (전문대학)	모형4-7 (4년제 대학 이상)
지역수준	청년중위임금	0.002 (0.002)	0.004 (0.001)***	0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	0.004 (0.002)**	-0.000 (0.002)	0.003 (0.001)*
	지역고용성장률	0.678 (0.841)	0.426 (0.395)	0.020 (0.534)	0.923 (0.494)*	-0.642 (0.689)	0.598 (0.743)	1.116 (0.519)
	최저임금영향강도	0.225 (0.475)	-1.532 (0.387)***	-0.606 (0.401)	-0.650 (0.375)*	-0.131 (0.479)	-1.144 (0.449)**	-0.978 (0.392)
지역수준분산		0.007	0.021	0.020	0.017	0.017	0.011	0.019
급내상관계수		0.7%	0.2%	0.6%	0.5%	0.5%	0.3%	0.6%
관측치수		104,357	195,528	148,351	151,534	117,434	50,572	120,023

주: ( )는 표준오차, \*은 유의수준 10%, \*\*은 유의수준 5%, \*\*\*은 유의수준 1%에서 유의함

다음으로 남성과 여성을 성별로 구분하여 추정했을 때 혼인여부, 교육수준, 광역시도 취업자 증가율 변수에서 남녀간 결정요인의 부호와 유의성의 차이가 나타난다. 특히 남성의 경우 혼인을 한 경우 취업이 증가하는 것으로 나타났고 여성은 혼인을 했을 때 취업이 감소하는 것으로 추정되었다. 교육수준에 대해서는 남성의 경우 남녀를 모두 포함한 추정결과와 유사하게 나타난 반면, 여성의 경우 고등학교 졸업여부 변수는 통계적인 유의성이 없는 것으로 분석되었다. 지역수준 변수의 경우 여성 집단에 대한 추정에서만 지역고용성장률과 최저임금영향강도가 통계수준 10% 수준에서 유의하게 나타났고, 남성에 대한 분석에서는 최저임금 변수가 유의성을 확보하지 못했다. 전반적으로 성별에 따라 취업여건이 차이가 있으며 최저임금의 상승은 여성에게 더 부정적인 영향을 미치는 것을 보여준다.

마지막으로 교육수준을 구분하여 추정했을 때 성별, 청년중위임금, 최저임금 미만 일자리 비율, 전체 취업자 수 증가율 변수의 부호 및 유의성에서 교육수준별로 차이가 나타난다. 성별의 경우 전문대 및 4년제 대학 이상 졸업수준에서는 남성의 취업 가능성이 낮은 반면 고등학교 졸업수준에서는 남성의 취업 가능성이 높게 나타난다. 청년층 평균임금은 고등학교 졸업수준에서 유의한 변수로 추정되었고, 광역시도 지역고용성장률은 모든 교육수준에서 통계적 유의성을 확보하지 못하였다. 마지막으로 최저임금 영향을 나타내는 변수는 전문대 교육수준 집단에서 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 주는 변수로 추정되었다. 이에 비해 고등학교와 4년제 대학 이상의 경우 통계적 유의성을 확보하지 못했다. 고등학교 졸업의 경우는 본 연구의 대상으로 월 40시간 이하를 제외하였고, 4년제 대학 이상의 경우는 상대적으로 최저임금의 영향을 받지 않는 일자리에 취업되기 때문으로 보인다.

## V. 결론 및 시사점

본 연구는 청년층의 취업 여부에 영향을 미치는 결정요인을 분석하고, 특히 최저임금 상승이 지역별로 어떠한 영향을 미치는지를 검토하는데 목적이 있다. 이를 위해 지역 노동시장의 특성으로 총량적인 지역경제 성장요인, 임금수준 요인, 최저임금의 영향 등을 고려하였고, 청년의 취업 여부가 개인과 지역 등 위계로 구분될 수 있는 것을 고려하여 다수준 로짓모형을 적용하였다. 이를 통해 청년층 고용률이 지역별로 어떠한 차이가 있는지를 비교분석하였다.

청년층 취업여부는 개인 인적자원의 특성뿐만 아니라 지역경제의 특성 또한 유의미한 영향을 주는 것을 확인하였다. 특히 본 연구에서 주안점으로 두고 있는 최저임금의 상승은 청년 고용에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났다.<sup>8,9</sup> 최저임금이 지역별로 어떻게 차별적으로 영향을 미치는지는 Kaitz Index를 활용하여 측정하였다. Kaitz Index는 지역의 평균임금 대비 최저임금 비율과 최저임금 미만의 일자리 비중의 곱으로 정의된다. 최저임금 상승이 평균 임금 상승보다 큰 폭으로 증가할 경우 평균임금 대비 최저임금 비율과 최저임금 미만의 일자리 비중이 모두 증가하게 된다. 최근 최저임금 기준의 급격한 증가로 인해 전반적으로 Kaitz Index가 증가하였고, Kaitz Index값이 큰 폭으로 증가하는 지역은 최저임금 상승의 부정적인 영향에 더 취약한 지역일 것으로 예상하였다. 부정적인 영향은 지역별로 차이를 보이고 있는데, 서울, 경기, 인천, 울산 등 청년 고용률이 상대적으로 높은 지역의 부정적 효과가 작게 나타났고, 강원, 전북, 전남, 제주 등 청년 고용률이 낮은 곳의 부정적 영향이 크게 나타났다. 또한 광역시와 광역도로 구분할 경우 광역도에서 부정적 효과가 크게 나타나는 것으로 분석되었다. 이는 황희영·이종하(2019)가 지적하였듯이 최저임금의 효과가 비수도권에 더 큰 부정적 영향을 준다는 결과와 일치한다. 결국 평균임금이 낮고 저임금 일자리 비중이 높은 지역들이 최저임금 상승의 부정적인 영향에 더 쉽게 노출된다고 할 수 있다.

추가적으로 성별과 교육수준별로도 최저임금의 효과차이가 나타나고 있다. 여성의 경우는 남성에 비해 최저임금의 부정적 효과를 더 크게 받고 있다. 특히 혼인상태에 있는 경우 고용률에는 부정적인 영향을 미치고 있다. 이는 이경호 외 2인(2019)의 연구 결과와 일치하며, 따라서 혼인한 여성에 대한 일자리에 대한 정책적 고려가 필요할 것

8 기존연구에 의하면 최저임금의 상승은 지역의 평균임금을 높이는 효과가 있으나, 경쟁 노동시장 하에서는 최저임금이 고용량을 감소시키는 방향으로 작용하여 상대적으로 전체 일자리 수의 감소가 동반된다(Kalenkoski, 2016; 강승복, 2017).

9 또한 청년이 도시의 지속가능성에 영향을 줄 수 있다는 점을 고려하면, 최저임금은 청년층의 순수입을 촉진시키는 역할을 할 수도 있다(곽민재, 신우진, 2018).

으로 보인다. 또한 교육수준에 있어서는 전문대의 경우 최저임금의 부정적 영향이 크게 나타나고 있다. 이는 최저임금이 적용되는 일자리는 단순한 업무일 가능성이 높기 때문에 전문대의 교육을 받은 사람이 직업을 선택함에 있어 미스매치가 있기 때문으로 보인다.

특히 교육수준과 일자리에서 요구하는 직무의 격차가 존재하고(윤윤규 외 4인, 2017), 고학력 일수록 청년층의 학력, 기술의 미스매치로 인해 하향 취업 경향이 심각하다는 점(황광훈, 2018)과 4년제 대학 이상의 경우는 최저임금의 영향을 받지 않는 일자리에 고용될 가능성이 높다는 점을 감안하면, 중소기업에 대한 청년고용의 접근도 동시에 고려될 필요가 있다.

본 연구의 결과를 종합하면, 청년층은 최저임금의 증가에 부정적인 영향을 받는 집단이며 성별, 교육수준뿐만 아니라 거주지에 따라 그 영향이 차별적으로 영향을 미침을 보인 것에 의의가 있으며, 이러한 결과는 우리 사회의 취약계층이 최저임금의 부정적인 영향에 노출될 가능성이 크고 이는 지역별로 차별화된 영향을 고려하여 정책을 수립하는 것이 필요하다는 것을 시사한다.

하지만 본 연구는 다음과 같은 요인을 고려하지 못한 한계가 있다. 먼저 최저임금으로 인한 임금상승에 대한 부담은 근로시간의 조절로 흡수될 가능성이 있으나 본 연구에서는 근로시간 조절 혹은 단기 일자리 증감 등 일자리 형태에 대해서 명시적으로 고려하지 못했다. 또한 노동수요를 결정하는 지역산업구조가 최저임금이 지역에 미치는 영향을 조절하는 주요 요인으로 예상되지만, 청년의 개인정보와 기업정보를 연결한 자료가 부재하여 이러한 요인을 개인 단위에서 체계적으로 고려하지 못한 한계가 있다. 따라서 향후 최저임금 제도로 의도하지 않은 영향이 발생하지 않도록 세부화된 집단, 지역, 업종 등을 고려한 모니터링과 체계화된 계량연구가 지속될 필요가 있다.

### 정책적 시사점

최저임금의 상승은 청년층의 고용률을 낮추며, 지역별로 차등된 부(-)의 효과를 보이는 것으로 분석되었다. 최저임금의 부정적 효과는 지역의 최저임금 미만의 일자리 수의 비중이 클수록 커지게 된다는 점을 고려하면, 지역에서는 최저임금 미만의 일자리를 파악하고 이의 미스매치를 완화할 필요가 있다. 또한 남성보다는 여성, 광역시보다는 광역도에서 최저임금의 부정적 영향이 크다는 점을 동시에 고려하여 청년 고용정책을 진행하는 것이 필요하다.

## 참고문헌

1. 광민재 · 신우진(2018), “청년정책 거버넌스의 네트워크 구조 분석: 사회연결망분석을 중심으로”. 「도시정책연구」 9(1): 27-48.
2. 김태훈(2019) “최저임금 인상의 고용 및 임금효과”. 「노동정책연구」 19(2): 135-174.
3. 김혜원(2005) “노동시장 성과의 지역별 격차는 지속되는가”. 「월간노동리뷰」 3-18.
4. 김홍배 · 이민기(2014) “지역노동시장의 유형구분과 유형별 고용정책 방향”. 「도시행정학보」 27: 215-234.
5. 박진희(2005) “지역노동시장은 존재하는가”. 「월간노동리뷰」 60-70.
6. 방형준(2019) “청년내일채움공제 제도의 현황과 개선방안”. 「월간노동리뷰」 2월호, 20-30.
7. 윤윤규 외(2017) “청년 고용 · 노동시장의 현황, 문제점 및 정책과제”. 한국노동연구원.
8. 이경호 · 김지환 · 최지훈(2019) “최저임금 인상이 신규근로자 고용과 근로시간에 미치는 영향”. 「노동경제논집」 42(2): 63-99.
9. 이성우 외(2006) 공간계량모형응용.
10. 이승렬 외(2017) “청년층 노동시장정책의 종합적 평가-문헌연구를 중심으로” 한국노동연구원.
11. 이영경 외(2016) “지역노동시장에서 청년 대학 졸업자의 노동저활용 요인: 다층로지스틱 모형의 응용”. 「국토연구」 91: 55-73.
12. 이정(2019) “최저임금 상승이 고용에 미치는 영향 분석: 청년층과 중장년층의 비교”. 「공공사회연구」 9(2): 34-58.
13. 조성인 · 김은애(2014) “구직요건(SPEC)에 대한 기업 인사담당자와 취업준비생의 인식 차이”. 「취업진로연구」 4: 41-61.
14. 채창균(2016) “대학 졸업유예의 실태와 정책과제”. 「KRIVET Issue Brief」 108
15. 황광훈(2018) “청년취업자의 주관적 미스매치 결정요인 및 임금효과 분석”. 「산업노동연구」 24: 181-214.
16. 황희영 · 이종하(2019) “최저임금제도가 노동소득분배율에 미치는 영향 분석 : 우리나라 16개 광역자치단체를 중심으로”. 「한국행정연구」 28(3): 175-205.
17. Bachmann, R., & Frings, H.(2017) “Monopsonistic competition, low-wage labour markets, and minimum wages-An empirical analysis”. *Applied Economics*, 49(51): 5268-5286.
18. Card, D.(1992) “Using regional variation in wages to measure the effects of the federal minimum wage”. *ILR Review*, 46(1): 22-37.
19. Chuang, Y. C.(2006) “The effect of minimum wage on youth employment and unemployment in Taiwan”. *Hitotsubashi Journal of Economics*, 155-167.
20. Conlon, G. et al.(2016) *An examination of the impact of the NMW on earnings, the bite*

- and wage differentials*. London: Economics. [https://assets.publishing.service.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment\\_data/file/520386/London\\_Economics\\_Report\\_2016.pdf](https://assets.publishing.service.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/520386/London_Economics_Report_2016.pdf)
21. Dube, A., Lester, T. W., & Reich, M.(2010) “Minimum wage effects across state borders: Estimates using contiguous counties”. *The review of economics and statistics*, 92(4): 945-964.
  22. Giuliano, L.(2013) “Minimum wage effects on employment, substitution, and the teenage labor supply: Evidence from personnel data”. *Journal of Labor Economics*, 31(1): 155-194.
  23. Hirsch, B. T., Kaufman, B. E., & Zelenska, T.(2015) “Minimum wage channels of adjustment. Industrial Relations”. *A Journal of Economy and Society*, 54(2): 199-239.
  24. Kalenkoski, C. M., & Lacombe, D. J.(2013) “Minimum wages and teen employment”. *A spatial panel approach. Papers in Regional Science*, 92(2): 407-417.
  25. KalenKosKi, C. M.(2016) *The effects of minimum wages on youth employment and income*. IZA World of Labor.
  26. Lemos, S.(2005) *How do alternative minimum wage variables compare?* University of Leicester Working Paper No. 05/6
  27. Liu, S., Hyclak, T. J., & Regmi, K.(2016) “Impact of the minimum wage on youth labor markets”. *Labour*, 30(1): 18-37.
  28. Neumark, D., & Wascher, W.(1992) “Employment effects of minimum and subminimum wages: panel data on state minimum wage laws”. *ILR Review*, 46(1): 55-81.
  29. Vom Berge, P., & Frings, H.(2013) “High-impact minimum wages and heterogeneous regions”. *Empirical Economics*, 1-29.
  30. 고용노동부(2018) 직종별사업체노동력조사.
  31. 통계청. 경제활동인구조사 청년층 부가조사, 각년도.
  32. 통계청(2019) 장래추계인구.
  33. 통계청. 지역별고용조사, 각년도.

논문접수: 2019.12.09

1차심사완료: 2020.02.10

게재확정: 2020.02.27